عوامل الضغط التضخمي في دول الشرق الأوسط و شمال إفريقيا (MENA)

دراسة قياسية اقتصادية لبيانات طولية خلال الفترة (2000 – 2014)

محمد العقاب

أستاذ محاضر بكلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير

جامعة الجلفة

ملخص:

نهدف من خلال هذه الورقة البحثية إلى دراسة محددات الضغط التضخمي في دول الشرق الأوسط و شمال إفريقيا (MENA) خلال الفترة (2000 - 2014) و يكون ذلك من خلال الاعتماد على تقنيات الاقتصاد القياسي للبيانات الطولية، و قياس هذه الظاهر أدي بنا إلى التأكد من أن متغيرات النموذج هي في حالة تكامل مشترك و بالتالي توفر شروط تقدير نموذج تصحيح الخطأ، و بالاعتماد على طريقة التقدير FMOLS مكننا من تقدير هذه العلاقة و استخراج مقدرات أكثر كفاءة. و نتيجة التقدير هذه مقبولة اقتصادياً و إحصائياً كما أن المتغيرات التفسيرية المقترحة (سعر الصرف، حجم الكتلة النقدية ، حصة الفرد من الناتج الحقيقي) تشرح حوالي 79% من الضغوط التضخمية لدى دول الشرق الأوسط و شمال إفريقيا (MENA) خلال الفترة (2000 - 2014).

الكلمات المفتاحية: الضغوط التضخمية، التكامل المشترك لمتغيرات البيانات الطولية، نموذج تصحيح الخطأ، طريقة التقدير FMOLS.

Résumé :

L'objet de cet article est d'étudier la question des déterminants des pressions inflationnistes au sein des pays de la région MENA sur la période de 2000 à 2014, et ce via l'utilisation des techniques économétriques en données de panel. Les résultats obtenus montrent la présence de relation de cointégration entre les pressions inflationnistes, le taux de change, la masse monétaire et le PIB réel par habitant. De ce fait, le modèle VECM a été estimé en utilisant la méthode d'estimation FMOLS, car cette dernière permet d'estimer des coefficients plus robustes. Par ailleurs, le modèle VECM estimé non seulement est valide du point de vue statistique et économique, mais également les variables explicatives du modèle permettrons d'expliquer 79% des pressions inflationnistes des pays de la région MENA.

Mots clés : Pressions inflationnistes, cointégration sur données de panel, modèle VECM, méthode d'estimation FMOLS.

مقدمة:

يعتبر التضخم ظاهر اقتصادية تعاني منها معظم اقتصاديات العالم سوءاً كانت الدولة متقدمة أو نامية، و لكن بمستويات متفاوت و بدرجات مختلفة حسب مستوي التقدم التكنولوجي و تطور الجهاز الإنتاجي للاقتصاد، و تختلف حدة تأثير التضخم على حسب حجم و عدد الفجوات الكامنة في الاقتصاد و قدرة و سرعة الاقتصاد في معالجة و ضبط هذه الاختلالات.

و تجمع النظريات الحديثة للنمو الاقتصادي على أن التضخم هو متغير تفسيري لعملية النمو الاقتصادي، غير أن اثر هذا العامل التفسيري يبقى محل نقاش، فمن جهة يؤدي ارتفاع معدل التضخم إلى ارتفاع سعر الفائدة الحقيقي مما يؤدي إلى زيادة تفضيلات رأس المال على حساب الأرصدة الحقيقية للنقود و هذا يرفع من مستوى التراكم الراسمالى أي أن النتيجة النهائية لارتفاع معدل التضخم في هذه الحالة هي تحفيز النمو الاقتصادي. و من جهة أخري قد يؤدي ارتفاع معدل التضخم المتوقع إلى زيادة تكلفة رأس المال مما يخفض من مستوى التراكم الراسمالى و يعيق النمو الاقتصادي.(1)

و عمليا فان الدراسات التطبيقية أكدت على الأثر السلبي للتضخم على النمو الاقتصادي، فالدراسة المقطعية التي قام بها بارو (Barro -1997) حول محددات النمو على عينة تتكون من مائة دولة خلال الفترة 1960 إلى 1990 توصل من خلالها أن زيادة معدل التضخم تؤدي إلى الانخفاض في معدل نمو الناتج الحقيقي، و قد فسر بارو ذلك على أساس أن عدم التأكد بشان القيمة المستقبلية للنقود هو الذي يعيق تكوين المدخرات مما يضر بالاستثمار و الذي هو أساس النمو الاقتصادي(2).

و يعد التضخم ظاهرة مركبة و معقدة يصعب ضبط و تحديد أسباب حدوثها بدقة بسبب تعدد الاختلالات و الفجوات و طبيعة العلاقة التبادلية بين هذه الاختلالات، غير انه يمكننا حصر و تحديد أسباب حدوث الضغوط التضخمية في الدول النامية حسب النظرية الهيكلية و النظرية النقدية. فعلى حسب النظرية الهيكلية فان حصول التضخم الاقتصادي في البلدان النامية يرتبط ارتباطاً وثيقاً بالاختلالات الهيكلية في الجهاز الإنتاجي و انه صفة ملازم لاقتصاديات هذه الدول، فضعف إنتاجية عوامل الإنتاج و عدم قدرة هذه الاقتصاديات على تلبية الطلب المتنامي للسكان يؤدي إلى الارتفاع المستمر و المتزايد للمستوي العام للأسعار و تراجع معدلات النمو الاقتصادي. غير أن رواد النظرية النقدية يرون في السبب الرئيس لزيادة الضغوط التضخمية هو الزيادة في الإصدار النقدي الناجم عن التوسع في الإنفاق الحكومي و ضعف الإرادات العامة. و على اعتبار أن قيمة العملة هي مخزون للقيمة فان تراجع قيمة العملة المحلية مقارنةً بالعملة الارتكازية أي ارتفاع سعر الصرف يؤدي إلى تدهور القدرة الشرائية لهذه العملة و ارتفاع المستوى العام للأسعار و بالتالي تنامي الضغوط التضخمية.(3)

و عليه فان مقالنا هذا يتمحور حول الإشكالية التالية:

ما هي عوامل الضغط التضخمي في دول الشرق الأوسط و شمال إفريقيا (MENA) خلال الفترة (2000 - 2014)؟

و بغرض الإجابة على هذا التساؤل نعمل في هذه الورقة البحثية على دراسة عوامل الضغط التضخمي في دول الشرق الأوسط و شمال إفريقيا (MENA) خلال الفترة من 2000 إلى 2014 دراسةً قياسية، و ذلك من خلال البحث عن العلاقة طويلة الأجل التي تقيس الظاهرة محل الدراسة و هي علاقة توازن على الأمد البعيد. و يكون ذلك بالاعتماد على تقنيات الاقتصاد القياسي للبيانات الطولية و بعد التأكد من تجانس اقتصاديات دول العينة، حيث أننا نعمل في البداية على تحديد نوعية النموذج الذي يناسب بيانات عينة الدراسة ثم يتم اختبار استقرار السلاسل الطولية وفقاً لاختبارات إحصائية و في الأخير يتم تقدير العلاقة طويلة الأجل أو نموذج تصحيح الخطأ إن توفرت شوط ذلك.

1. تحديد النموذج:

يعتبر المستوى العام للأسعار الاستهلاك من أهم المؤشرات الدالة على كفاءة الأداء الاقتصادي، فهو يعبر عن المحصلة النهائية للنشاط الاقتصادي. فكلما كان الفرق بين الجانب الحقيقي و النقدي اقل ما يمكن و الاقتصاد يمتلك عملة قوية يؤدي ذلك إلى انخفاض الضغوط التضخمية و يكون الاقتصاد في الوضع الصحيح.(4)

و على أساس التقديم السابق فانه يمكننا حصر عوامل الضغط التضخمي في جانبين، الأول يخص التوازن الداخلي و الذي يضم شقين حقيقي و يتمثل في جانب العرض ويعنى بتوفير الطلب المتزايد للأفراد و نقدي و يتمثل في العرض النقدي و التوسع في السيولة في سد فجوة الموازنة العامة، أما الجانب الثاني فيخص التوازن الخارجي و يتمثل في سعر الصرف و هو المؤشر الذي تتم من خلاله المعاملات التجارية بين الدول.(5)

و عليه فانه يمكننا أن نقترح الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك (IPC) كمؤشر على الضغوط التضخمية و هو يمثل المتغير التابع في النموذج، أما سعر الصرف (TCO) ، الكتلة النقدية (MM) و حصة الفرد من الناتج الحقيقي $(PIBHC)$ فهي المتغيرات التفسيرية للنموذج. و يتم استخدام اللوغاريتم في قياس الظواهر الاقتصادي المتعلقة بالمؤشرات الكلية بسبب ضغط الزمن، وعليه يصبح النموذج المقترح للتقدير على النحو التالي:

$$LIPC_{it} = C_i + \beta_1 \; LTCO_{it} + \beta_2 \; LMM_{it} + \beta_3 \; LPIBHC_{it} + \varepsilon_{it}$$

حيث أن:

β_1 ، β_2 ، β_3 تمثل مرونات الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك بالنسبة لتغيرات الناتجة عن العرض النقدي، حصة الفرد من الناتج الحقيقي و سعر الصرف على التوالي؛

i تمثل الدولة و t تمثل الزمن وهو مقاس بالسنوات؛

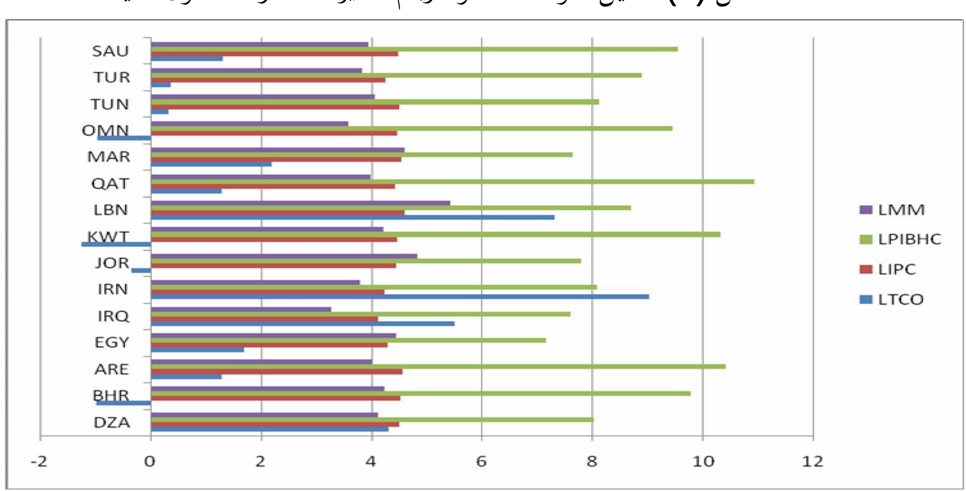
ε_{it} يعبر عن الخطأ العشوائي و الذي يضم نوعين من الأخطاء العشوائية ($\varepsilon_{it} = v_i + \eta_{it}$)، الأول v_i و هو عنصر الخطأ بالنسبة للبيانات المقطعية و الذي يقيس الأخطاء فيما بين الأفراد (Effet individuelle) أما الثاني η_{it} فهو يتعلق بالمشاهدة في حد ذاتها (Idiosyncratique).

2. تحديد عينة الدراسة:

إن العينة المقترحة للدراسة هي مجموعة دول الشرق الأوسط و شمال إفريقيا (MENA)، غير أنه بسبب عدم توفر بيانات بعض الدول فإننا نقتصر الدراسة على مجموعة الدول التالية: الجزائر، البحرين، الإمارات، مصر، العراق، إيران، الأردن، الكويت، لبنان، قطر، المغرب، عمان، تونس، تركيا، السعودية. وتكون الدراسة خلال الفترة من 2000 إلى غاية 2014، و بغرض جلب البيانات فإننا نعتمد على قاعدة البيانات للبنك العالمي نسخة 2016.(6)

من اجل اخذ نظرة على وضعية متغيرات الدراسة بالنسبة لدول العينة فإننا نقترح التمثيل البياني الموضح في الشكل(1) و الذي يعبر على متوسطات لوغاريتم المتغيرات خلال فترة الدراسة لدول العينة، و من خلال التمثيل البياني أدناه نلاحظ التجانس الكبير بين دول عينة الدراسة بالنسبة لكل المتغيرات باستثناء متغيرة حصة الفرد من الناتج حيث نلاحظ أن هناك فارق بين دول الخليج و باقي دول العينة و هذا بسبب العائدات النفطية لهذه الدول، غير أن المهم هو التجانس الكبير و الظاهر في مؤشر أسعار الاستهلاك بالنسبة لدول العينة لان هذا المتغير هو متغير الهدف.

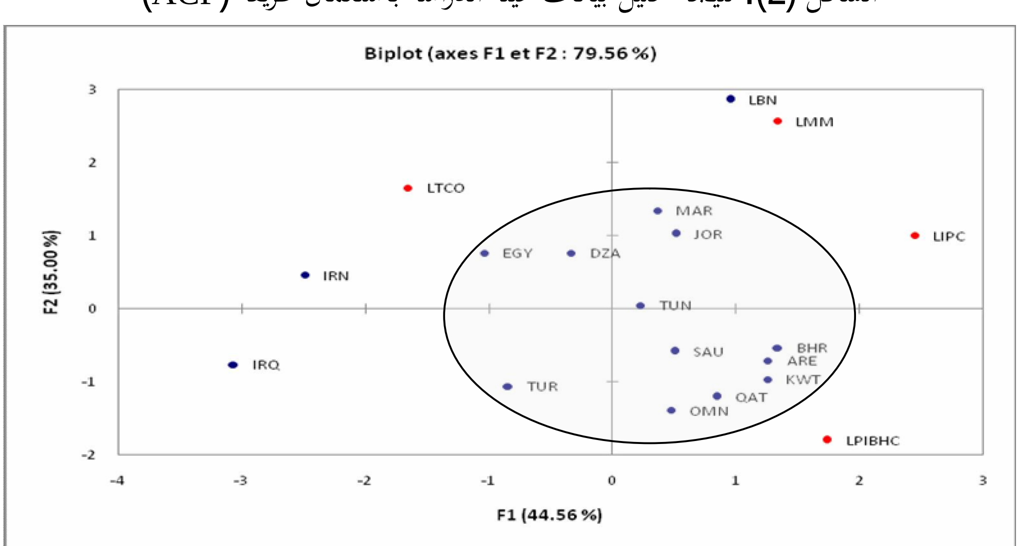
الشكل (1): تمثيل متوسطات لوغاريتم متغيرات الدراسة لدول العينة



المصدر: من إعداد الباحث بناءاً على مخرجات البرنامج الإحصائي Xlstat-2014

و بغرض دراسة مدى تجانس دول عينة الدراسة و تحليل قوة الارتباط بين المتغيرات المقترحة سلفاً في الدراسة و قدرة هذه المتغيرات على شرح الظاهرة محل الدراسة ضمن دول عينة الدراسة، نعتمد على طريقة التحليل بالمركبات الأساسية (ACP). و استعمال طريقة التحليل هذه أعطى النتيجة المسجلة في التمثيل البياني التالي:

الشكل (2): نتيجة تحليل بيانات عينة الدراسة باستعمال طريقة (ACP)



المصدر: من إعداد الباحث بناءاً على مخرجات البرنامج الإحصائي Xlstat-2014

في التمثيل البياني أعلاه نلاحظ أن نسبة التمثيل على هذا المستوي هي حوالي 80%، أي أن 80% من كمية المعلومات للجدول الأولي للبيانات مشروحة ضمن هذا المستوي و هي نسبة كبيرة جداً و مقبولة في التحليل و الدراسة، و هذه القدرة التفسيرية العالية توحي بالتجانس الكبير بين أفراد العينة و قوة الجمود ضمن بيانات الدراسة. و يتضح لنا من خلال التمثيل البياني (2) أن كل المتغيرات و اغلب الدول تمثيلها مقبول بسبب بعدها عن المبدأ.

كما نلاحظ أن اغلب دول العينة متجمعة باستثناء (العراق، إيران، لبنان) و ذلك لكون أن هذه الدول لها معدلات صرف كبيرة جداً للعملة المحلية للبلد مقارنةً بالدولار الأمريكي مما يجعل هذه الدول تتمايز عن بقية أفراد دول العينة، و لكن عموماً يمكننا أن نعتبر دول العينة المقترحة هي مجموعة متجانسة و يمكننا أن نستعمل تقنيات الاقتصاد القياسي للبيانات الطولية على بيانات هذه العينة.

3. دراسة و تحليل نتائج التقدير:

بعدما قمنا بتحديد النموذج و عينة الدراسة و التأكد من التجانس الكبير بين دول العينة، فإننا نعمل في هذا الفرع على تقدير النموذج و تحليل و دراسة نتائج التقدير. و كمنهجية للعمل نستهل الدراسة التطبيقية بتحديد نوع النموذج الذي يناسب بيانات عينة الدراسة و تحديد نوعية الأثر بين دول العينة، ثم نختبر استقرارية السلاسل الطولية لمتغيرات النموذج و هذا حتى نتجنب الوقوع في مشكل الانحدار الزائف. و في الأخير و بغرض تقدير العلاقة طويلة الأجل فإننا نختبر إمكانية التكامل المشترك بين متغيرات الدراسة.

1.3. تحديد نوع النموذج الذي يوافق بيانات عينة الدراسة:

إن منهجية الدراسات التطبيقية لبيانات الطولية تعتمد في البداية على تحديد نوع النموذج الذي يلائم بيانات عينة الدراسة، حيث أننا نقوم في هذا الفرع بتقدير النموذج المقترح للدراسة بطريقة المربعات الصغرى(7). و على أساس أن بيانات الدراسة طولية فإننا نميز ثلاث نماذج: نموذج التجانس الكلي (Pooled)، نموذج الأثر الثابت (MEF) و نموذج الأثر العشوائي (MEA). و يتم تقدير النموذج الأول بطريقة المربعات الصغرى العادية (MCO) و الثاني بطريقة المربعات الصغرى باستعمال المتغيرات الوهمية (MCVM)، أما النموذج الأخير فيتم تقديره بطريقة المربعات الصغرى المعممة (MCG).(8) و النتائج مسجلة في الجدول التالي:

الجدول (1): نتائج تقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى (MC)

المتغير التابع *LIPC*

المتغيرات	Pooled	MEF	MEA
LTCO	0.013	0.172	0.042
	** (1.77)	* (10.30)	* (5.38)
LMM	0.234	0.542	0.312
	* (5.68)	* (5.42)	(7.04)
LPIBHC	0.088	1.108	0.151
	* (4.34)	* (9.82)	(6.57)
C	2.643	-7.973	1.704
	* (9.81)	* (-7.82)	(5.80)
R^2	%17	%64	%19
F de fisher	15.36	21.59	17.48
Probabilité	*0.000	*0.000	*0.000
DW	0.089	0.28	0.09

المصدر: من إعداد الباحث بناءاً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8

(.) : تمثل الإحصائية المحسوبة لاختبار ستيودنت لمقدرات المعالم.

*، ** يدل على مستوى المعنوية عند 1%، 5% على التوالي.

في البداية نعمل على اختبار امكانية و جود اثر فردي ضمن بيانات عينة الدراسة و يكون هذا على أساس اختبار من نوع فيشر الذي تكون فيه فرضية العدم توافق نموذج التجانس الكلي، أي عدم وجود أي أثر للأفراد في العينة المدروسة[9]، و عند تطبيق هذا الاختبار يعطي لنا قيمة لإحصائية فيشر المحسوبة قدرها $F_C = 19.3$ أما الإحصائية المجدولة فقد بلغت: $F(14\ ,\ 207) \approx 2.13$ و عليه نرفض الفرضية المعدومة و بمستوى معنوية 1% و نقول أن هناك اثر فردي ضمن بيانات عينة الدراسة.

و بغرض تحديد نوعية هذا الأثر فإننا نعتمد على اختبار هوسمن (Hausman Test) من اجل الاختيار بين نموذج الأثر الثابت أو الأثر العشوائي.[10] و نتيجة هذا الاختبار هي:

الجدول (2): نتيجة اختبار هوسمن (Hausman Test)

Correlated Random Effects - Hausman Test
Equation: Untitled
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	203.315122	3	0.0000

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LTCO	0.172477	0.042581	0.000218	0.0000
LMM	0.542109	0.312812	0.008029	0.0105
LPIBHC	1.108072	0.151423	0.012192	0.0000

المصدر: من إعداد الباحث بناءاً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8

إن الإحصائية المحسوبة لاختبار هوسمن $\chi_C^2 = 203.31$ كبيرة جداً مقارنةً بالإحصائية المجدولة $\chi_3^2 = 11.34$ و منه يمكننا رفض الفرضية المعدومة و بمستوى معنوية 1% و الإقرار بان هناك ارتباط بين المتغيرات المفسرة و الأثر الفردي و عليه يكون النموذج الملائم لبيانات عينة الدراسة هو من نوع الأثر الفردي و الذي يمنحنا مقدرات متسقة في هذه الحالة. و يعني هذا أن دول العينة تتفق من ناحية معاملات المتغيرات المفسرة و تختلف في قيم الثابت و هذا الاختلاف يتحدد على أساس قيم المتغيرات المفسرة لكل دولة.

و في نموذج الأثر الفردي نلاحظ أن مقدرات معاملات كل من متغير معدل سعر الصرف و حجم الكتلة النقدية إشاراتها موجبة فهي تتوافق مع التوقعات النظرية، غير أن إشارة مقدرة معامل حصة الفرد من الناتج موجبة و هذا غير مقبول من ناحية اقتصادية. أما إحصائياً و باستعمال اختبار ستيودنت Student فان كل المتغيرات التفسيرية ذات معنوية إحصائية عند مستوى 1% ، و على أساس اختبار فيشر Fisher فان النموذج ذو معنوية كلية عند مستوى 1%. كما أن معامل التحديد المضاعف قد بلغ القيمة 64% أي أن 64% من الاختلافات في المتغير التابع أي مؤشر أسعار الاستهلاك مشروحة ضمن النموذج أي باستعمال المتغيرات التفسيرية: سعر الصرف، الكتلة النقدية و حصة الفرد من الناتج الحقيقي.

غير أن الاعتماد على نتيجة اختبار دوربين واتسن Durbin-Watson (DW=0.28) تؤكد أن هناك ارتباط ذاتي للأخطاء موجب من الدرجة الأولى، و تعني هذه النتائج أن النموذج مرفوض بهذا الشكل و قد يعزى السبب لعدم استقرار السلاسل الطولية لمتغيرات النموذج و الذي يسبب الانحدار الكاذب.

2.3. اختبار استقرارية السلاسل الطولية لمتغيرات النموذج:

إن المنهجية الإحصائية تقتضي من الضروري قبل تقدير النماذج التأكد من استقرار السلاسل الزمنية المستعملة في النموذج محل الدراسة، فإذا كانت هذه السلاسل غير مستقرة عند مستوياتها فان استعمالها في التقدير يؤدي إلى مشكل الانحدار الزائف و الذي يعطي لنا مقدرات متحيزة.

و تعتبر الأعمال الرائدة التي قام بها كل من (Levin et Lin - 1992) حجر الزاوية في الأبحاث المتعلقة بالاقتصاد القياسي للبيانات الطولية في حالة عدم استقرار السلاسل و التي اعتمدت على دراسات كل من (Quah -1990) [11] و (Breitung et Meyer -1991) [12] ، و كما هو معلوم فان استعمال البيانات الطولية يرفع من حجم عينة الدراسة مما يزيد من قوة الاختبارات الإحصائية لجذر الوحدة و التكامل المشترك لسلاسل عينة الدراسة. كما أن هذا النوع من الدراسات يأخذ في الحسبان الآثار المحتملة للأفراد فيما بينهم في الحالة العامة للاختبارات أما التخصيص فيتوقف على النماذج المقترحة من طرف الباحث. و من أشهر الاختبارات لاستقرارية السلاسل الطولية نذكر[13]:

- ✓ اختبار Levin, Lin et Chu (LLC - 2002)؛
- ✓ اختبار Im, Pesaran et Shin (IPS- 2003)؛
- ✓ اختبار Breitung (t-stat - 2000)؛
- ✓ اختبار Maddala et Wu (MW- 1999).

إن اختبارات جذر الوحدة السابقة تكون على أساس الفرضية المعدومة و التي تتضمن عدم استقرار السلسلة أي وجود جذر الوحدة، و الإحصائية المحسوبة لهذه الاختبارات تتوزع تقريبياً حسب التوزيع الطبيعي المعياري في حالة إذا كان حجم العينة كبير جداً.

و بغرض اختبار استقرارية السلاسل الطولية لمتغيرات النموذج نستعمل الاختبارات الإحصائية المذكورة سابقاً و النتائج مسجلة في الجدول (3).

إن النتائج المسجلة في الجدول أدناه لاختبارات جذر الوحدة تؤكد أن كل المتغيرات: *LIPC* ، *LTCO* ، *LMM* و *LPIBHC* غير مستقرة في مستوياتها و هذا باستعمال كل الاختبارات المقترحة معاً لاختبار الاستقرارية و عند مستوى معنوية 5%، غير أن استعمال نفس الاختبارات السابقة للفروق الأولى لمتغيرات محل الدراسة: *DLIPC* ، *DLTCO* ، *DLMM* و *DLPIBHC* أثبتت أنها مستقرة و عند مستوى معنوية 1% على أعلى تقدير و هذا باستعمال كل الاختبارات معاً.

الجدول (3): نتائج اختبار استقرارية السلاسل الطولية للمتغيرات

المتغيرات / نوع الاختبار		Levin, Lin et Chu LLC		Breitung t-stat		Im, Pesaran et Shin IPS		Maddala et Wu MW	
		الإحصائية المحسوبة	الاحتمال	الإحصائية المحسوبة	الاحتمال	الإحصائية المحسوبة	الاحتمال	الإحصائية المحسوبة	الاحتمال
LIPC	عند المستوى	-0.53	0.29	4.09	1.00	-1.26	0.10	49.74	*0.01
	الفرق الأول	-12.13	*0.00	-1.75	**0.03	-7.29	*0.00	75.89	*0.00
LTCO	عند المستوى	-4.87	*0.00	1.74	0.95	-1.56	**0.05	35.05	*0.01
	الفرق الأول	-9.30	*0.00	-3.23	*0.00	-6.42	*0.00	73.49	*0.00
LMM	عند المستوى	-4.18	*0.00	-0.18	0.42	-2.47	*0.00	52.60	*0.00
	الفرق الأول	-9.14	*0.00	-4.99	*0.00	-6.23	*0.00	89.81	*0.00
LPIBHC	عند المستوى	-4.43	*0.00	-4.70	*0.00	-3.33	*0.00	29.66	0.48
	الفرق الأول	-5.62	*0.00	-3.46	*0.00	-4.10	*0.00	72.16	*0.00

المصدر: من إعداد الباحث بناءاً على مخرجات البرنامج الإحصائي الإحصائي Eviews8

*، ** يدل على استقرارية المتغير عند مستوى معنوية 1%، 5% على التوالي.

3.3. نتائج اختبارات التكامل المشترك:

إن النظرية الاقتصادية تفترض أن هناك الكثير من المتغيرات الاقتصادية التي تكون متلازمة و متكاملة أي أنها لا تتباعد عن بعضها البعض في المدى البعيد مما يعني أن هذه المتغيرات متكاملة تكاملاً مشترك فيما بينها. فإذا كانت متغيرات البيانات الطولية في مستوياتها غير مستقرة فان استعمالها في التقدير يؤدي إلى انحدار زائف، غير أننا نعمد إلى اخذ الفروق من نفس الدرجة *d* لهذه السلاسل كإجراء بغية استقرارها و في حالة التحقق من استقرارها نقول عندئذٍ أن هذه السلاسل في حالة ممكنة للتكامل مشترك من الدرجة *d*.[14]

و حتى نتحقق من وجود تكامل مشترك لهذه السلاسل المستقرة يستلزم إجراء اختبار التكامل المشترك للبيانات. و من أهم الاختبارات في هذا المجال نذكر اختبار (Pedroni) و اختبار (Kao) و كل من هذين الاختبارين يعتمد على فرض العدم الذي لا يجيز وجود تكامل مشترك للمتغيرات أما الفرض البديل فيقر بوجود تكامل مشترك للمتغيرات، و تصبح عندئذٍ العلاقة المقدرة بين السلاسل ذات التكامل المشترك ضمن النموذج محل الدراسة تمثل علاقة توازن هيكلية على المدى البعيد و ليست انحدار كاذب. و يسمى النموذج المقدر بنموذج تصحيح الخطأ (VECM) .

و على أساس أن المتغيرات: *LIPC* ، *LTCO* ، *LMM* و *LPIBHC* مستقرة عند فروقها الأولى أي عند نفس المستوى وبالتالي فانه من المناسب البحث عن علاقة طويلة الأجل بين هذه المتغيرات، و لكن في البداية من الواجب اختبار إمكانية تحقق هذه العلاقة و من اجل ذلك فإننا نستعمل اختبار بدروني (Pedroni) و اختبار كاو (Ko) للتكامل المشترك.

1.3.3. اختبار بدروني (Pedroni) للتكامل المشترك:

يقترح (Pedroni-2000) سبعة إحصائيات محسوبة لاختبار إمكانية التكامل المشترك ضمن البيانات الطولية. و يكون ذلك بتطبيق اختبار (IPS- 2003) لاستقرار مقدرات البواقي في النموذج بالنسبة لكل فرد و بين الأفراد و عليه فانه يمكن تصنيف هذه الإحصائيات إلى مجموعتين: إحصائيات البعد الداخلي و إحصائيات البعد البيني، و تتبع هذه الإحصائيات التوزيع الطبيعي المعياري تقريباً.(15)

و نتيجة هذا الاختبار بالنسبة لبيانات عينة الدراسة مسجلة في الجدول التالي:

الجدول (4): نتائج اختبار (Pedroni) بدروني للتكامل المشترك

Alternative hypothesis: common AR coefs. (within-dimension)

	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-3.380992	0.9996	-3.113492	0.9991
Panel rho-Statistic	1.456334	0.9273	1.432639	0.9240
Panel PP-Statistic	-9.731065	0.0000	-8.215366	0.0000
Panel ADF-Statistic	-3.948404	0.0000	-4.495497	0.0000

Alternative hypothesis: individual AR coefs. (between-dimension)

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	2.150704	0.9843
Group PP-Statistic	-10.72590	0.0000
Group ADF-Statistic	-8.801257	0.0000

المصدر: من إعداد الباحث بناءاً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8

إن نتائج الاختبار في الجدول (4) باستثناء اختبار التباين في البعد الداخلي و اختبار الارتباط في البعد البيني و الداخلي تؤكد على رفض فرضية العدم لهذا الاختبار و مستوى معنوية 1% و المتضمنة لعدم وجود تكامل مشترك و بالتالي تؤكد على أن المتغيرات المستخدمة في النموذج هي في حالة تكامل مشترك و يمكننا تقدير العلاقة طويلة الأجل.

2.3.3. اختبار كاو (Ko) للتكامل المشترك:

إن الفرضية المعدومة في اختبار التكامل المشترك (Ko -1999) تنص على عدم وجود تكامل مشترك بين السلاسل، و على أساس فرضية العدم وعلى حسب (Ko -1999) حتى و إن كانت الفروق الأولى للسلاسل مستقرة فان مقدرات المربعات الصغرى للبواقي في النموذج غير مستقرة. و عليه فان هذا الاختبار يؤول إلى اختبار استقرارية بواقي الانحدار و يكون ذلك باستعمال اختبار ديكي فولر (DF). و يمنح هذا الاختبار أربعة إحصائيات محسوبة من نوع اختبار ديكي فولر (DF) تنقسم إلى قسمين:(16)

قبل إجراء عملية تصحيح التحيز لمعالم الارتباط المتسلسل للأخطاء: DF_ρ ، DF_t

بعد إجراء عملية تصحيح التحيز لمعالم الارتباط المتسلسل للأخطاء: DF_ρ^* ، DF_t^*

و في الأخير اقترح (Ko -1999) إجراء اختبار ديكي فولر الموسع (ADF) على سلسلة البواقي و حساب الإحصائية ADF ، و تتوزع الإحصائيات المحسوبة السابقة DF_ρ ، DF_t ، DF_ρ^* ، DF_t^* و ADF تقريبياً حسب التوزيع الطبيعي المعياري.

و نتيجة هذا الاختبار بالنسبة لبيانات عينة الدراسة مسجلة في الجدول التالي:

الجدول (5): نتائج اختبار كاو (Ko) للتكامل المشترك

Kao Residual Cointegration Test

	t-Statistic	Prob.
ADF	-1.547168	0.0609
Residual variance	0.004748	
HAC variance	0.000894	

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESID)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.798800	0.064504	-12.38375	0.0000

المصدر: من إعداد الباحث بناءاً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8

إن نتائج الاختبار في الجدول أعلاه تؤكد على رفض فرضية العدم لهذا الاختبار و مستوى معنوية 1% و المتضمنة لعدم وجود تكامل مشترك و بالتالي يمكننا القول أن المتغيرات المستخدمة في النموذج هي في حالة تكامل مشترك و يمكننا تقدير العلاقة طويلة الأجل.

4.3. تقدير العلاقة طويلة الأجل:

إذا كانت متغيرات النموذج محل الدراسة في حالة تكامل مشترك فان الخطوة التالية هي تقدير العلاقة طويلة الأجل و هي علاقة توازن بسبب استقرار البواقي لنموذج التكامل مشترك، غير أن استعمال طريقة المربعات الصغرى في تقدير هذه العلاقة يمنح مقدرات متحيزة و غير متسقة و هذا في حالة البيانات الطولية.

و الإشكالية في تقدير هذا النوع من النماذج هو داخلية المنحدرات و عدم ثبات التباين للبواقي و مع إمكانية وجود ارتباط ذاتي للخطأ. و كل هذه الصعوبات تستدعي و جود طريقة تقدير جديدة لها القدرة على التعامل مع هذا النوع من النماذج و حل كل المشاكل سابقة الذكر و هذا بغرض الوصول إلى مقدرات مقبولة و ذات تفسيرات أكثر فائدة. و من أهم هذه الطرق طريقة التقدير FMOLS .[17]

إن طريقة التقدير FMOLS المقترحة من طرف (Pedroni -2000) تعالج المشاكل الثلاثة السابقة الذكر، و يعتمد (Pedroni -2000) في هذه الطريقة على الخصائص التقريبية لثلاثة أنواع من مقدرات البيانات الطولية و هي $Residual-FM$ و تعنى بالخواص التقريبية للبواقي، $Ajusted-FM$ و التي تهتم بدمج البيانات من خلال البعد الداخلي، و أما بغرض دمج البيانات على أساس البعد البيني فاستعمل $Group-FM$. و تمنح طريقة التقدير FMOLS مقدرات للمعالم متسقة و تتبع تقريبياً التوزيع الطبيعي المعياري و هي بذلك تكون أكثر كفاءة و قوة.[18]

إن تقدير النموذج بطريقة FMOLS أعطى لنا النتائج التالية:

الجدول (6): نتائج تقدير العلاقة طويلة الأجل بطريقة FMOLS

Dependent Variable: LIPC
Method: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTCO	0.045715	0.020876	2.189855	0.0311
LMM	1.425655	0.325291	4.382701	0.0000
LPIBHC	-0.352478	0.126445	-2.787603	0.0065

R-squared	0.859184	Mean dependent var	4.425842
Adjusted R-squared	0.787245	S.D. dependent var	0.368036
S.E. of regression	0.169758	Sum squared resid	2.651225
Long-run variance	0.005726		

المصدر: من إعداد الباحث بناءاً على مخرجات البرنامج الإحصائي Eviews8

في الجدول أعلاه نلاحظ أن كل مقدرات المعاملات مقبولة من وجهة إحصائية عند مستوى معنوية 5% على أعلى تقدير، كما أن إشاراتها تتوافق مع الطرح النظري فهي مقبولة من وجهة اقتصادية، بالإضافة إلى ذلك فان معامل التحديد المعدل قد بلغ القيمة 0.787 مما يعني أن حوالي 79% من تباين المتغيرة الداخلية مفسرة على أساس متغيرات النموذج بمعنى آخر أن 79% من الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك مشروحة على أساس سعر الصرف، حجم الكتلة النقدية و حصة الفرد من الناتج الحقيقي.

و عليه فان نتائج تقدير النموذج بهذه الطريقة مقبول بالكلية، و تكون العلاقة طويلة الأجل على النحو التالي:

$$\widehat{LIPC}_{it} = 0.047 \times LTCO_{it} + 1.425 \times LMM_{it} - 0.352 \times LPIBHC_{it}$$

إن الخاصية المهم لمقدرات هذه الطريقة هي الاهتمام بمعالجة عدم ثبات تباين المعاملات في الأجل الطويل مع استخدام البعد البيني و الذي يسمح بدمج البيانات بمرونة اكبر ويحدث ذلك في حالة التكامل المشترك و عندئذٍ تسمى هذه المقدرات بمقدر وسط المجموعة المدمج (PMG) مما يجعل لهذه المقدرات تفسيرات أكثر كفاءة. و من خلال نتائج التقدير الموضحة في الجدول (6) يمكننا أن نخلص إلى:

- وجود علاقة طردية بين التغير في العرض النقدي و المستوى العام للأسعار و هذا يتوافق مع النظرية النقدية في شرح و تفسير أسباب التضخم، و تشير العلاقة المقدرة أعلاه الى أن زيادة حجم المعروض النقدي بـ 1% له اثر طويل الأجل في زيادة الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك بنحو 1.43%. و تعتبر قيمة مقدرة معامل هذا المتغير الأكبر من بين كل المقدرات الأخرى في النموذج، وعليه يمكننا اعتبار هذا المتغير من المحددات المهمة في تفسير الضغوط التضخمية ضمن دول الشرق الأوسط و شمال إفريقيا و خلال فترة الدراسة.
- أما فيما يخص سعر صرف العملة المحلية بالنسبة لعملة الارتكاز و هي الدولار الأمريكي، فان نتيجة التقدير لمعامل هذا المتغير إشارتها موجبة و هذا يتوافق مع الطرح النظري، أي أن زيادة سعر الصرف و التي تتضمن ارتفاع في عدد وحدات العملة المحلية مقابل الدولار الأمريكي أي تدهور قيمة العملة المحلية تؤدي إلى ارتفاع الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك و هذا يتوافق مع النظرية الاقتصادية، فانخفاض قيمة العملة المحلية للبلد يعني بالضرورة ارتفاع الأسعار النسبية

للطلب على الواردات و ذلك نظراً لانخفاض المرونة السعرية للطلب و هذا يخص البلدان النامية بسبب عدم قدرة هذه البلدان على توفير سلع بديلة، و هذا يولد ضغوط تزيد في الفجوة التضخمية. و عليه فان زيادة سعر الصرف بـ 1% يؤدي إلى ارتفاع الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك بنحو 0.05% على الأمد البعيد.

- إن إشارة مقدرة معلمة حصة الفرد من الناتج الحقيقي سالبة و هذا يوافق الطرح النظري في وجود علاقة عكسية بين المستوى العام للأسعار و العرض، أي أن ارتفاع القدرة الإنتاجية للبلد يؤدي إلى زيادة العرض من سلع و المنتجات و هذا يحد من الضغوط التضخمية و يخفف من عبئ التضخم. و على حسب نتائج التقدير فان ارتفاع حجم العرض بـ 1% له تأثير طويل الأجل يؤدي إلى انخفاض الرقم القياسي لأسعار الاستهلاك بنحو 0.35%.

خلاصة:

يعتبر التضخم ظاهرة اقتصادية ملازمة لأغلب اقتصاديات الدول النامية، غير أن تأثيرات الضغوط التضخمية على الأداء الاقتصادي يتعلق بالبنية الهيكلة لاقتصاد و كفاءة الآلة الإنتاجية و قدرة الاقتصاد على تصحيح الاختلالات الهيكلية بين الجانب الحقيقي و النقدي، و من جانب كمي يعتبر المستوى العام لأسعار الاستهلاك المؤشر المناسب لقياس حجم الضغوط التضخمية و الذي يتحدد على أساس سعر الصرف و الكتلة النقدية و حصة الفرد من الناتج الحقيقي كمتغيرات تفسيرية لهذه الظاهرة.

و قياس هذه الظاهر بالنسبة لدول الشرق الأوسط و شمال إفريقيا (MENA) خلال الفترة (2000 - 2014) أدي إلى قبول نموذج الأثر الفردي كنموذج يناسب بيانات عينة الدراسة و هذا يتوافق مع الطرح النظري، فالحد الثابت في النموذج يتحدد على أساس الخصائص الذاتية لاقتصاد كل بلد و المتمثلة في متغيرات النموذج المقترح، غير أن النموذج غير مقبول بسبب التحيز الناتج عن الارتباط الذاتي للأخطاء ، و السبب يعود لعدم استقرار السلاسل الطولية لمتغيرات النموذج على حسب ما دلت عليه نتائج الاختبارات التالية: (LLC - 2002)، (IPS- 2003)، اختبار (Breitung -stat - 2000) و (MW- 1999).

غير أن متغيرات النموذج مستقرة في فروقها الأولى و بالاعتماد على كل من (Pedroni-2000) و (Ko -1999) تأكد لدينا ان هذه المتغيرات في حالة تكامل مشترك من الدرجة الأولى، و عندئذٍ أمكننا قبول العلاقة طويلة الأجل و توفر شروط تقدير نموذج تصحيح الخطأ، و باستعمال طريقة التقدير FMOLS تما استخراج مقدرات وسط المجموعة المدمج (PMG) و التي لها القدرة على معالجة داخلية المنحدرات و عدم ثبات التباين للبواقي و مع إمكانية وجود ارتباط ذاتي للخطأ و بالتالي فهي متسقة و أكثر كفاءة.

و كانت نتيجة تقدير العلاقة طويلة الأجل مقبولة من وجهة اقتصادية فإشارات مقدرات المعالم تتوافق مع الطرح النظري، فارتفاع كل من أسعار الصرف في دول العينة أو زيادة حجم الكتلة النقدية يزيد في الضغوط التضخمية لدى هذه الدول على الأمد البعيد كما أن نمو الناتج الحقيقي يخفف من عبئ الضغوط التضخمية، غير أن العرض النقدي هو الأكثر تأثيراً من بين كل المتغيرات التفسيرية المقترحة ضمن النموذج. و إحصائياً فان النموذج مقبول و المتغيرات التفسيرية المقترحة تشرح حوالي 79% من الضغوط التضخمية لدول الشرق الأوسط و شمال إفريقيا (MENA) خلال الفترة (2000 - 2014).

الهوامش:

1. Andrea Bassanini et Stefano Scarpetta, « Les moteurs de la croissance dans les pays de l'OCDE: Analyse empirique sur des données de panel », Revue économique de l'OCDE N° 33, 2001, P 16.
2. Robert J. Barro, « Determinants of Economic growth : a cross country empirical study», Massachusetts institute of technology press, 1997.
3. رمزي زكي، مشكلة التضخم في مصر، الهيئة المصرية العامة للكتاب، مصر، 1980، ص 83 – 84.
4. نبيل الروبي، نظرية التضخم، مؤسسة شباب الجامعة، الاسكندرية، مصر، 1984، ص 221 – 238.
5. محمود عبد الفضيل، التضخم في الاقتصاد العربي، مركز دراسات الوحدة العربية، بيروت، 1982، ص 13.
6. Base de données banque mondiale: WWW. Banquemodiale. Org.
7. Christophe Hurlin, « l'économétrie des données de Panel Modèles linéaires simple », université d'Orléans, 2005, PP 22- 20 .
8. Patrick Sevestre, « économétrie des données de Panel », Dunod, Paris, 2002, P 162.
9. William Greene, Traduction de la 5 éme édition par Théophile Azomahou et Nicolas Coudec, « économétrie», édition française dirigée par Didier Schlacther, IEP Paris, Université Paris II, 2005, P277.
10. Damodar N.Gujarati, Traduction par Bernard Bernier, « Econométrie », 4 éme édition, université de Bruxelles, 2004, P 634.
11. Quah D., «Exploiting cross-section variation for unit root inference in dynamic data», Economics Letters, 44, 1990, PP. 9-19.
12. Breitung J. et Mayer W., « Testing for unit roots in panel data : are wages on different bargaining levels cointegrated? », Applied Economics , 26, 1991, PP 353-361.
13. John Thornton and Olumuyiwa S. Adedeji, « Investment and capital mobility in african countries», Journal of african economies, IEP Paris, Vol. 16 No. 3, 2006, P 366.
14. Basher S.A. et Mohsin M, « PPP tests in cointegrated panels : evidence from Asian developing countries », Department of Economics, University of Tennessee, Working Paper , 2003, PP 123 - 128.
15. Pedroni P., «Panel cointegration : asymptotic and finite sample properities of pooled times series tests with an application to the PPP hypothesis», Econometric Theory, 2004, PP 597 - 625.
16. Kao C., « Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data», Journal of Econometrics, 90, 1999, PP 1- 44.
17. Murshed chowdhury, « Panel cointegration and pooled mean group estimation of energy output dynamics in south asia», Journal of economics and Behavioral studies, Vol. 4 No. 5 May 2012 (ISSN: 2220-6140), P 281.
18. Pedroni P., « Fully modi.ed OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity », Working Paper in Economics, Indiana University, 2000.